

Caractérisation de l'aléa climatique pluvieux en région méditerranéenne : analyse statistique des surfaces pluvieuses

Rainfall hazard in a Mediterranean region: statistical analysis of the rainy surfaces

L. Neppel, M. Desbordes et J. M. Masson

Volume 11, numéro 2, 1998

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/705301ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/705301ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Université du Québec - INRS-Eau, Terre et Environnement (INRS-ETE)

ISSN

0992-7158 (imprimé)

1718-8598 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Neppel, L., Desbordes, M. & Masson, J. M. (1998). Caractérisation de l'aléa climatique pluvieux en région méditerranéenne : analyse statistique des surfaces pluvieuses. *Revue des sciences de l'eau / Journal of Water Science*, 11(2), 155–174. <https://doi.org/10.7202/705301ar>

Résumé de l'article

Ces 10 dernières années, certains épisodes pluvieux marquants ont entraîné une prise de conscience du risque encouru par les agglomérations modernes face à des phénomènes hydrologiques particuliers. La gestion du risque pluvial passe par une amélioration de la connaissance de l'aléa pluvieux. Dans cet article, on développe une approche stochastique exploitant le potentiel d'informations contenu dans un échantillon d'épisodes pluvieux extrêmes ayant ou ayant pu engendrer des crues dévastatrices. Une approche spatiale est utilisée pour caractériser l'aléa pluvieux. À partir d'un jeu d'épisodes extrêmes sélectionnés sur une région méditerranéenne entre 1958 et 1993, on estime l'aire des surfaces où les précipitations dépassent un seuil de pluviométrie fixé. L'estimation des aires des surfaces pluvieuses nécessite le recours à un modèle d'interpolation spatiale des hauteurs de pluie. La justification du krigeage climatologique est présentée ainsi que l'estimation des paramètres du modèle retenu. Les distributions des aires des isohyètes, à différents seuils de pluviométrie, sont ensuite analysées. Il apparaît que quelle que soit l'isohyète considérée, une loi gamma peut être ajustée sur l'échantillon de surface. Une relation entre les paramètres des lois permet une généralisation du modèle probabiliste à n'importe quel seuil de pluie compris entre 50 et 300 mm.

Caractérisation de l'aléa climatique pluvieux en régions méditerranéenne : analyse statistique des surfaces pluvieuses

Rainfall hazard in a Mediterranean region: statistical analysis of the rainy surfaces

L. NEPPEL*, M. DESBORDES et J.-M. MASSON

Reçu le 12 mars 1997, accepté le 17 novembre 1997**.

SUMMARY

In the last 10 years many cities in southern Europe have been affected by heavy rainfall events leading to severe runoffs. The assessment of rainfall risk requires a better knowledge of the climate hazards and particularly rainfall hazards. The most usual rainfall risk assessment is based on a stochastic approach and point rainfall frequency analysis remains the most-used method. However, in the Mediterranean region great variations of rainfall depth frequencies can be observed according to the point considered, and according to the period of observation. Moreover the recent hydrological catastrophes which have affected the south of France have been studied on an individual basis and studies based on a global approach, using the whole information contained in a sample of several observations, remain unusual. A rainfall risk assessment has been proposed in the Languedoc-Roussillon, a 28,000 km² region along the Mediterranean sea. This study has been based on a sample of 93 daily extreme rainfall events, which have occurred in the region. They have been extracted from the Météo-France database for the 1958-1993 period of observation, if a rainfall depth greater or equal to 190 mm in 24 hours or 48 hours (because of the sampling constraints) has been observed at one rain gauge in the region at least. The spatial extension of the rainy surfaces defined at different rainfall thresholds, varying from 50 to 250 mm/24 hours and 50 to 300 mm/48 hours, have been investigated. For a given threshold, the area of the rainy surface corresponding to a given frequency has been estimated. The estimation of the rainy surfaces area has required the choice of a spatial interpolation method: the climatological kriging method has been used. This method is based on the assumption that all the rainfall events came from the same meteorological situation, but some studies have shown that there may be different meteorological situations (TOURASSE, 1981; RIVERAIN, 1997). Thus the sensitivity of the interpolation model according to this assumption has been tested. A

ISTEEM, UMR 5569, Laboratoire Géofluide-Bassin-Eau, Équipe Hydrologie, Université de Montpellier II, CC056, 34095 Montpellier cedex 5, France.

* Correspondance. e-mail : neppel@dstu.univ-montp2.fr.

** Les commentaires seront reçus jusqu'au 31 décembre 1998.

different interpolation model has been estimated for each season because the information about the meteorological situations which have generated the selected events is not available. Only the variogram over June to August differs significantly from the "annual" variogram. The differences between the rainy surfaces area estimated with the "seasonal" variogram and the "annual" one did not exceed 10% in proportion of the areas estimated with the "annual" variogram. The rainy surface areas are less sensitive to the climatological assumption. For each time step and each rainfall threshold considered, it has been observed that the two parameter Gamma law could best fit the frequencies of the rainy surface areas. The relation between each of the Gamma law parameters and the rain threshold has been estimated (relations R1 and R2). The quantiles of the rainy surface areas have been estimated with two methods:

- directly from the fitting of a Gamma function to the sample of rainy surface areas;
- using the previous relation to estimate the Gamma function parameters.

It has been observed that the quantiles estimated with the second method were close to those estimated with the first method, even if the fitting errors of the R1 and R2 relations were considered. Such a result allows to estimate the regional frequency of a rainy surface areas defined at each threshold between 50 and 300 mm/48 hours or 50 and 250 mm/24 hours. However extrapolations beyond the studied threshold intervals should not be done because the R1 and R2 relations are empirical. The isohyets area quantiles have been defined: they represent the isohyet area corresponding to a given rainfall threshold and a given return period. The isohyet area quantiles may be very large; for example at the 200 mm/48 hours threshold the isohyets area represents 15% of the region (4500 km²). This can be explained by the time step Δt . The isohyets area represents the dynamics of the convective cells integrated over Δt , which remains unknown but is not greater than 48 hours. Moreover for a given rainfall threshold and a given event, several separate isohyets could be observed, especially when the rainfall event considered affects the entire region. However in this study the estimated areas represent the total areas of the different isohyets. Thus, in this case, the isohyets area can be very large. The ratio between the isohyet area quantiles at the 48-hour and 24-hour time steps evolved from 1.3 to 20: it increased with the rainfall threshold for a given return period. This can be explained by the strong dynamics of the convective cells which generate the highest rainfall depths, compared to the rain cells at a larger spatial scale, which generate lower rainfall depths. Thus the isohyet areas defined at a high rainfall threshold are more sensitive to the time steps than isohyet areas defined at a smaller rainfall threshold. The frequencies estimated in this study have been regional frequencies, but it appears that the isohyet areas are not independent of the event's location. However, at this stage the sample is too small to allow a study of conditional frequencies. In order to perform this study the sample has already been enlarged by considering all the French Mediterranean region which have been affected by heavy rainfall depths. It has been based on all the information included in the Météo-France data base over this region (since 1870). The rainfall threshold used to select the rainfall events has been diminished to 90 mm/24 hours to include the high intensity events over short time steps which could generated severe floods, especially over small catchments. Combined with the information about the meteorological situations, the development of this work should allow improved studies of the relations between the rainy surfaces and the meteorological situations at the origin of the rainfall events.

Key-words: *extreme rainfall, isohyet area, rainfall risk assessment, rainy surfaces, Languedoc-Roussillon.*

RÉSUMÉ

Ces 10 dernières années, certains épisodes pluvieux marquants ont entraîné une prise de conscience du risque encouru par les agglomérations modernes face à des phénomènes hydrologiques particuliers. La gestion du risque pluvial passe par une amélioration de la connaissance de l'aléa pluvieux. Dans cet article, on développe une approche stochastique exploitant le potentiel d'informations contenu dans un échantillon d'épisodes pluvieux extrêmes ayant ou ayant pu engendrer des crues dévastatrices. Une approche spatiale est utilisée pour caractériser l'aléa pluvieux. À partir d'un jeu d'épisodes extrêmes sélectionnés sur une région méditerranéenne entre 1958 et 1993, on estime l'aire des surfaces où les précipitations dépassent un seuil de pluviométrie fixé. L'estimation des aires des surfaces pluvieuses nécessite le recours à un modèle d'interpolation spatiale des hauteurs de pluie. La justification du krigeage climatologique est présentée ainsi que l'estimation des paramètres du modèle retenu. Les distributions des aires des isohyètes, à différents seuils de pluviométrie, sont ensuite analysées. Il apparaît que quelle que soit l'isohyète considérée, une loi gamma peut être ajustée sur l'échantillon de surface. Une relation entre les paramètres des lois permet une généralisation du modèle probabiliste à n'importe quel seuil de pluie compris entre 50 et 300 mm.

Mots clés : *Languedoc-Roussillon, risque pluvial, précipitations extrêmes, surface pluvieuse.*

1 – INTRODUCTION

Les régions de l'arc méditerranéen sont soumises à des régimes pluviométriques très irréguliers (DAVY, 1992). Ces dix dernières années, les catastrophes hydrologiques apparaissent plus fréquentes dans l'opinion publique. Cela relève davantage du développement urbain et de la fragilité des bassins versants qui en résulte, face à des phénomènes pluvieux extrêmes, plutôt que d'une augmentation de l'occurrence de ces épisodes, non reflétée par les séries pluviométriques (DESBORDES, 1994). Dans le Sud de la France, les inondations de Nîmes (Gard) en octobre 1988, 420 mm en 6 à 7 heures (DESBORDES *et al.*, 1989), Vaison la Romaine (Vaucluse), 300 mm en 3 à 4 heures en septembre 1992 (BENECH *et al.*, 1993) et plus récemment Puisserguier (Hérault) en janvier 1996, 200 mm en 4 heures, en sont les exemples les plus médiatisés. La gestion de ce qu'il est coutume d'appeler le risque pluvial, requiert nécessairement une meilleure connaissance de l'aléa climatique.

En terme de modélisation, l'approche déterministe est encore limitée, surtout lorsque l'on s'intéresse aux situations pluviométriques extrêmes. Les phénomènes de convection qui leur sont associés, se déroulent à des échelles spatio-temporelles bien inférieures à la résolution des modèles météorologiques (CHO, 1985 ; JUVANON DU VACHAT, 1994). Le nombre de paramètres en jeu, la difficulté de les estimer à ces échelles et une connaissance encore imparfaite des mécanismes de la microphysique atmosphérique (CREUTIN *et al.*, 1994) conduisent à adopter d'autres approches.

L'approche « stochastique », la plus répandue, ne traduit en fait que cette inaptitude actuelle à saisir précisément les mécanismes à l'origine des précipitations.

La caractérisation de l'aléa à partir de l'estimation de la période de retour d'une pluie intégrée sur un pas de temps Δt est la plus utilisée. Souvent elle est calculée ponctuellement à partir de l'ajustement de modèles statistiques sur une série d'observations. Le choix des modèles est vaste : les modèles paramétriques, par exemple pour les fortes pluies la loi TCEV (ROSSI *et al.*, 1984), ou non paramétriques, par exemple la méthode de Villaseñor qui semble plus performante que les lois « classiques » (NGUYEN *et al.*, 1993).

Pour pallier les limites de ces méthodes, sensibles à la période d'observation et à la taille des séries (DESBORDES *et al.*, 1989 ; MASSON, 1991), certains proposent d'estimer les quantiles extrêmes à partir de séries simulées par des modèles stochastiques. La liste des modèles présentés ici n'a pas la prétention d'être exhaustive : elle montre la variété des modèles en développement.

Les modèles développés par RODRIGUEZ-ITURBE *et al.* (1987) ou COWPERTWAIT (1991) sont basés sur des processus d'agrégation de Neymann-Scott ; ils nécessitent cependant de nombreux paramètres (WAYMIRE et GUPTA, 1981). Le modèle développé par CERNESSON *et al.* (1996) reproduit la dynamique des précipitations horaires et son utilisation sur une grande période de temps permet d'estimer les quantiles correspondant à des fréquences d'événements rares. Lorsque seule la pluviométrie journalière est disponible, les méthodes de désagrégation permettent de caractériser l'aléa à des pas de temps plus fins que la journée (HERSHENHORN et WOOLHISER, 1987 et ECONOPOULY *et al.*, 1990).

D'autres considèrent une approche spatiale : EAGLESON (1984) utilise un modèle à 4 paramètres, difficilement mesurables, pour caractériser la distribution spatiale des lames d'eau sur un bassin. FONTAINE et POTTER (1989), FOUFOULA-GEORGIOU (1989) proposent d'estimer sur un bassin les fréquences de dépassement de lames d'eau, intégrée sur la durée de l'épisode, à partir d'une méthode de transposition d'épisodes réellement observés, modélisés par les courbes DAD (Hauteur Surface Durée). FRANCHINI *et al.* (1996) utilisent cette méthode, couplée à un modèle de désagrégation et un modèle de Pluie-Débit, pour estimer les débits de pointes extrêmes. SHAH *et al.* (1996) reproduisent la structure spatio-temporelle de champs de pluie horaire en couplant un modèle temporel autoregressif Arima à la simulation spatiale de champs pluvieux dont la structure est obtenue par la méthode des bandes tournantes. Les auteurs précisent cependant qu'actuellement ce modèle est limité aux petits bassins (50 km²) caractérisés par des champs pluvieux peu variables.

Les approches fractales (LOVEJOY, 1983) et multifractales (LOVEJOY et SCHERTZER, 1987) débouchent essentiellement sur une typologie des précipitations (HUBERT, 1992).

L'inconvénient majeur des méthodes ponctuelles de caractérisation de l'aléa climatique est lié à la variabilité des estimations ponctuelles, même si leur régionalisation permet une transposition en différents points d'une région (CERNESSON *et al.*, 1996 ; COWPERTWAIT *et al.*, 1996). La forte irrégularité du climat méditerranéen est à l'origine d'une très grande variabilité spatiale des périodes de retour : sur l'agglomération Nimoise, la période de retour de la pluie maximale en 6 h estimée pour une même période d'observation, varie de 126 ans à plus de 400 ans sur 3 postes distants de moins de 10 km (DESBORDES *et al.*, 1989 et DESBORDES et MASSON, 1992).

En termes d'estimation du risque, cette variabilité soulève la question de l'extension spatiale des quantiles estimés ponctuellement. Dans cet article, on se

propose de caractériser l'aléa pluvieux extrême à l'échelle du Languedoc-Roussillon (LR) touché par plus de 75 % des situations diluviennes affectant le Sud de la France (JACQ, 1995). Une approche spatiale événementielle, basée sur une période d'observation de 36 ans (de 1958 à 1993), est adoptée. Le but est d'estimer les domaines où la pluie dépasse un seuil donné ainsi que leur surface, et la fréquence régionale d'apparition de ces surfaces. On présente en premier lieu les méthodes de sélection des épisodes et de cartographie retenues. Puis on expose l'estimation des fréquences associées aux différentes surfaces de pluie, et enfin les résultats sont analysés et discutés.

2 – LA SÉLECTION DES ÉPISODES ET DÉFINITIONS MÉTHODOLOGIQUES

2.1 Sélection des épisodes

Le domaine d'étude est la région LR, une zone d'environ 28 000 km² située dans le Sud de la France (*figure 1a*). On cherche à exploiter au maximum l'information contenue dans la banque de données « Pluvio » de Météo-France (JACQ, 1995) : on considère la période d'observation de 1958 à 1993. L'information la plus dense sur cette période est constituée des données pluviométriques, au pas de temps journalier. Pour sélectionner les épisodes, on a retenu arbitrairement un seuil de tri de 190 mm/j, observé en au moins un poste du réseau. Un tel seuil correspond à des périodes de retour ponctuelles qui évoluent entre 1,1 an et plus de 500 ans sur 30 postes du réseau. Elles sont estimées à partir de la même période d'observation de 26 ans à chaque poste : ces résultats traduisent l'hétérogénéité spatiale des précipitations sur la région.

Dans la banque de données, une journée météo débute le jour $j-1$ à 6 h UTC jusqu'au jour j à 6 h UTC. Pour sélectionner les épisodes à cheval sur 2 jours, les séquences de 190 mm sur 2 jours sont également extraites. Lorsque ce critère est respecté en au moins un poste de la région à une date donnée, tous les postes de la région et des départements limitrophes sont extraits de la banque « pluvio ».

La durée approximative de l'épisode reste cependant inconnue, celle-ci est comprise entre quelques heures et 48 h. On verra plus loin l'influence de cette hétérogénéité de l'échantillon quant à la durée des épisodes.

Sur cette période, la densité des postes est variable : de 254 postes en service en 1958, on passe à 353 postes en 1972 ; la tendance actuelle étant à la diminution du nombre de postes, en 1993 seulement 298 sont en service (*figure 1a,b*).

Quatre vingt treize (93) épisodes satisfont au critère de sélection énoncé, parmi lesquels 41 sont à cheval sur deux jours.

2.2 Définitions méthodologiques pour l'estimation des surfaces de pluie

Dans la suite on adoptera les notations suivantes :

– N le nombre d'épisodes sélectionnés, l'indice k référant au $k^{\text{ième}}$ épisode, $k \in [1, N]$;

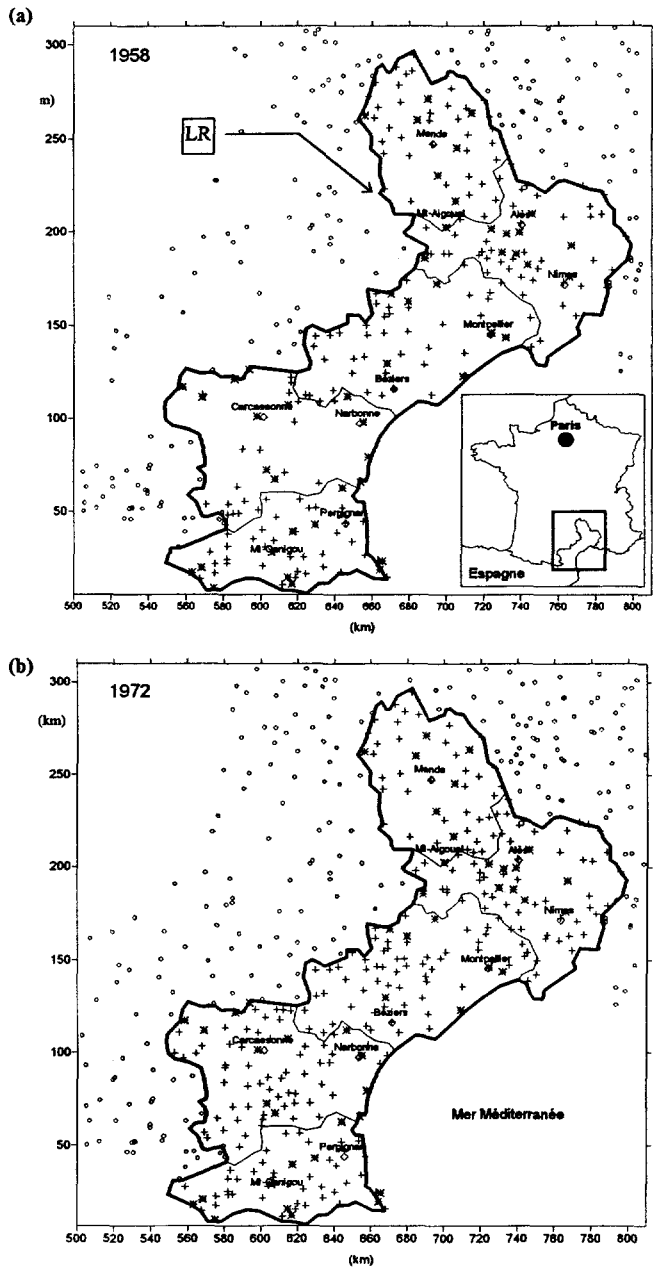


Figure 1 Région LR et illustration de l'évolution du réseau : localisation des postes en 1958 et 1972. + : postes de la région LR. ° : postes des départements limitrophes.

The Languedoc-Roussillon region and illustration of the evolution of the rain gauge network: location of the gauges in 1958 (a) and 1972 (b). + : gauges belonging to the Languedoc-Roussillon network, ° : available surrounding gauges.

- n_k le nombre de postes décrivant l'épisode k ;
- D_k le domaine couvert par le $k^{\text{ème}}$ épisode ;
- $H_k(u_i)$: la hauteur au point de coordonnées $u_i = (x_i, y_i)$, avec $i = 1$ à n_k ;
- $H_k^*(u)$: la hauteur interpolée au point u ;
- m_k et s_k , respectivement la moyenne et l'écart type spatial de l'épisode k :

$$m_k = \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} H_k(u_i) \quad \text{et} \quad \sigma_k^2 = \frac{1}{n_k - 1} \sum_{i=1}^{n_k} \{H_k(u_i) - m_k\}^2$$

- la notation $a(b)c$, utilisée pour la cartographie et l'analyse statistique, signifie que l'on considère successivement les valeurs de a à c par pas de taille b .
- τ désigne un seuil de pluviométrie, en mm.

On se propose d'estimer, pour les N épisodes, l'étendue des domaines $S_k(\tau) \subset D_k$, pour lequel en tout point la hauteur de pluie est supérieure à τ :

$$S_k(\tau) = \{u \in D_k / H_k^*(u) \geq \tau\}. \quad (1), \text{ pour } k = 1 \text{ à } N.$$

La résolution de (1) nécessite de faire appel à des techniques d'interpolation spatiale. On trouvera dans KRAJEWSKI et CREUTIN (1992) une présentation des différentes méthodes adaptées aux champs de pluie.

Dans la littérature plusieurs auteurs ont montré les supériorités des méthodes d'interpolation dites optimales par rapport aux méthodes classiques (CREUTIN et OBLED, 1982 ; TABIOS et SALAS, 1985 ; LEBEL *et al.*, 1987, WEBER et ENGLUND, 1994), surtout dans le cas des interpolations ponctuelles. Une approche climatologique (LEBEL, 1984) garantissant une inférence plus robuste de la fonction de structure est séduisante. Cependant elle suppose que tous les épisodes sélectionnés soient engendrés par la même situation météorologique : cette hypothèse est forte au vu des observations de TOURASSE (1981) et RIVERAIN (1997). Ne disposant pas de cette information sur la période d'observation de 36 ans, l'hypothèse climatologique sur l'année est retenue, mais son influence est testée : si l'on suppose une répartition homogène des types de temps par saison, on peut déterminer les variogrammes climatologiques « saisonniers » (VS) et analyser les différences avec le variogramme climatologique « annuel » (VA).

Sous hypothèse intrinsèque, la formulation du variogramme expérimental climatologique, est la suivante :

$$\gamma_X(\bar{h}) = \frac{1}{2N.n(h)} \sum_{k=1}^N \sum_{i=1}^{n(h)} \{X_k(u_i) - X_k(u_i + \bar{h})\}^2 \quad (2)$$

avec $n(h)$ le nombre de couples de points distants de $h \pm \Delta h/2$, où Δh représente l'amplitude d'une classe de distance, et $X_k(u_i) = H_k(u_i)/\sigma_k$ la hauteur réduite.

Pour chaque épisode, on estime les surfaces des domaines $S_k(\tau)$ à l'aide de (3), H^* étant la hauteur de pluie interpolée aux Nm_k nœuds d'une maille de $p \times p$ km² discrétisant le domaine D_k , avec p égale à 0,25 km.

$$S_k(\tau) = \int_{D_k} \{u / H_k^*(u) \geq \tau\} du = p^2 \sum_{i=1}^{Nm_k} I(u_i) \quad (3)$$

avec

$$\begin{cases} I(u_i) = 1 & \text{pour } H_k^*(u_i) \geq \tau \\ I(u_i) = 0 & \text{pour } H_k^*(u_i) < \tau \end{cases}$$

Pour limiter les effets de bords, seules les surfaces de pluie appartenant à la région LR sont considérées : il ne s'agit donc pas d'une approche globale par épisode, mais d'un échantillonnage dans l'espace régional du LR.

2.2.1 Variogramme climatologique « annuel »

Le modèle sphérique est celui qui s'ajuste le mieux sur $\gamma_X(h)$ (figures 2a et 2b). Deux directions principales d'anisotropie ont été identifiées : les différences les plus marquées concernent la portée. Pour les azimuts 0-60°N et 90-150°N la portée diffère respectivement de 13 % et 20 % par rapport au modèle isotrope. Cette différence peut traduire une tendance de la géométrie des domaines D_k , plus étendus dans la direction moyenne 30°N que dans la direction perpendiculaire 120°N. Des résultats similaires ont été constatés par CREUTIN et OBLED (1982) sur une partie de la région d'étude, le massif Cévenol, en travaillant au pas de temps de l'épisode. L'orientation de la chaîne Cévenole (30°N) et son influence sur la dynamique des épisodes (TOURASSE, 1981) peuvent expliquer ces résultats.

Dans la suite on a tenu compte de l'anisotropie : la portée dans les 4 directions peut être ajustée par une ellipse : l'anisotropie est de type géométrique (JOURNEL et HUIJBREGTS, 1978). On se ramène à un cas isotrope, dont le variogramme est celui dans la direction 30°N, par transformation des coordonnées initiales (figure 3) :

- une rotation R, d'angle α :

$$\begin{bmatrix} Y1 \\ Y2 \end{bmatrix} = [R(\alpha)] * \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} \quad (4)$$

avec α l'angle entre le système de coordonnées initial et les axes d'anisotropies.

- une transformation de l'ellipse en cercle dans le système (Y1,Y2) :

$$\begin{bmatrix} X' \\ Y' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & \lambda \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} Y1 \\ Y2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

où λ représente le rapport entre le grand axe et le petit axe de l'ellipse ;

- les coordonnées dans le repère initial sont obtenues, par rotation R d'angle $-\alpha$:

$$\begin{bmatrix} X'' \\ Y'' \end{bmatrix} = [R(-\alpha)] * \begin{bmatrix} X' \\ Y' \end{bmatrix} \quad (6)$$

En combinant (4), (5) et (6), on obtient :

$$\begin{bmatrix} X'' \\ Y'' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a & c \\ c & b \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} X \\ Y \end{bmatrix} \quad (7)$$

où a, b et c s'expriment en fonction de α et λ .

Théoriquement le palier devrait être égal à l'unité, or on constate qu'il est toujours supérieur (figures 2a et 2b) : observation déjà mise en avant par LEBEL et BASTIN (1985). Ceci peut traduire le fait que la variance spatiale n'est pas bornée : elle augmente avec le domaine d'étude, reflétant ainsi l'instationnarité spatiale de la variance. On limitera le voisinage pris en compte pour les interpolations à un rayon de 30 km autour du point, domaine pour lequel l'hypothèse de stationnarité est plus acceptable que sur l'ensemble des domaines D_k .

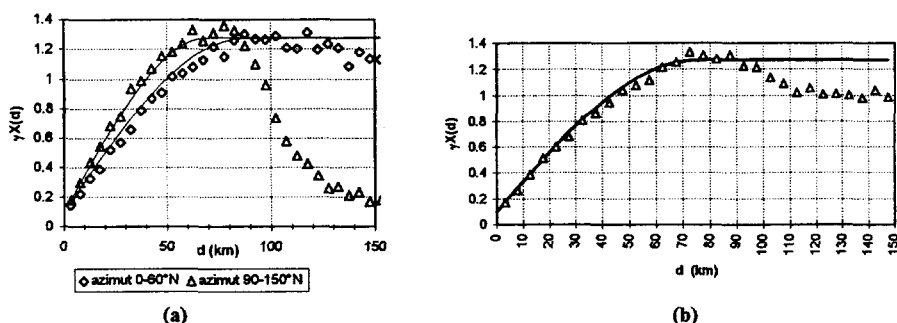


Figure 2 Variogrammes climatologiques : isotrope (b) portée 75 km, pépité 0,1, palier 1,26 et anisotrope (a) portée (30°N) 86 km, palier (30°N) 1,3, pépité (30°N) 0,1 – portée (120°N) 70 km, palier (120°N) 1,3, pépité (120°N) 0,1.

Climatological variograms: isotropic case (b) and anisotropic case (a).

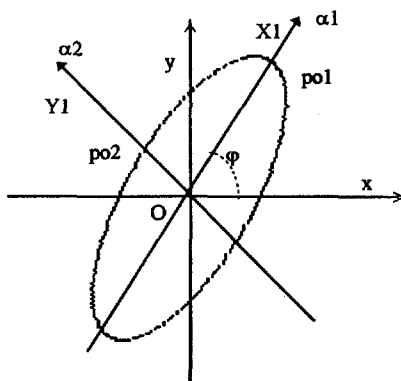


Figure 3 Construction du variogramme isotrope.

Po1 et Po2 sont les portées du variogramme dans les deux directions d'anisotropie 30°N et 120°N. Ylambert et Xlambert sont les coordonnées initiales. Y1 et Y2 représentent le nouveau système de coordonnées, correspondant aux axes principaux des ellipses.

Construction of the isotropic variogram. Po1 and Po2 are the variogram sills in both directions of anisotropy, azimuth 30° and 120°. Ylambert and Xlambert are the initial coordinates. Y1 and Y2 represent the new ones, corresponding to the main axes of the ellipse.

L'écart entre le palier théorique et expérimental peut aussi s'expliquer par une sous-estimation de la variance spatiale, du fait de son estimation à partir de données corrélées entre elles.

2.2.2 Variogrammes « saisonniers »

Le découpage saisonnier consiste à isoler d'une part les épisodes pluvieux résultants de situations frontales et/ou orographiques se produisant surtout en automne, et d'autre part les épisodes convectifs de la saison estivale. Les groupes saisonniers considérés sont les suivants : septembre à novembre, décembre

à février, mars à mai et juin à août. On notera que ce regroupement saisonnier n'est pas des plus rigoureux : par exemple l'épisode du 2 et 3 octobre 1988 à Nîmes est caractérisé par une forte activité convective et s'est produit en automne, de plus des situations de types frontales peuvent occasionner dans certaines circonstances des systèmes convectifs organisés, par exemple à Puisserguier le 28 janvier 1996 (RIVERAIN, 1997).

Les deux principales directions d'anisotropie sont conservées lorsqu'on considère les variogrammes « saisonniers ». Le modèle sphérique est celui qui s'ajuste le mieux sur les VS expérimentaux. Les différences les plus importantes entre VS et VA s'observent sur la portée et la pépité pour les mois de juin à août, pour les autres groupes saisonniers l'écart relatif par rapport à VA reste inférieur à 7 % (tableau 1).

Tableau 1 Paramètres des variogrammes saisonniers. En italique : écart relatif (%) par rapport au variogramme climatologique « annuel ».

Table 1 *Parameters of the seasonal variograms. In italics: the relative variation (%) compared to the climatological variogram estimated over the entire year.*

	0-60°N								90-150°N							
	Déc.-Fév.	Mars-Mai	Juin-Août	Sept.-Nov.	Déc.-Fév.	Mars-Mai	Juin-Août	Sept.-Nov.	Déc.-Fév.	Mars-Mai	Juin-Août	Sept.-Nov.	Déc.-Fév.	Mars-Mai	Juin-Août	Sept.-Nov.
pe	0,1 0 %	0,1 10 %	0,12 20 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,12 20 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,12 20 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,1 0 %	0,12 20 %	0,1 0 %
po	90 4 %	85 1 %	70 19 %	85 1 %	70 0 %	70 0 %	65 7 %	70 0 %	90 4 %	85 1 %	70 19 %	85 1 %	70 0 %	70 0 %	65 7 %	70 0 %
pa	1,2 4 %	1,2 4 %	1,23 4 %	1,25 4 %	1,3 0 %	1,4 7 %	1,35 4 %	1,36 4 %	1,2 4 %	1,2 4 %	1,23 4 %	1,25 4 %	1,3 0 %	1,4 7 %	1,35 4 %	1,36 4 %

2.2.3 Sensibilité des aires des surfaces de pluie par rapport au modèle du variogramme

Pour un modèle sphérique, les hauteurs interpolées sont surtout sensibles aux fluctuations sur la pépité et la portée du variogramme, les fluctuations sur le palier affectant surtout la variance d'estimation (STEIN et HANDCOK, 1989). On peut s'interroger sur l'influence de ces deux paramètres dans l'estimation des aires des surfaces de pluie, en particulier pour les champs des mois de Juin à Août où la différence entre VS et VA, sur la pépité et la portée, est la plus marquée. Pour ces 11 épisodes, les aires $S_k(\tau)$ sont estimées avec (3) en utilisant VA puis VS. On définit par (8) l'écart relatif $E_k(\tau)$ entre les aires obtenues avec VA et VS :

$$E_k(\tau) = \frac{S_{kVA}(\tau) - S_{kVS}(\tau)}{S_{kVA}(\tau)} \quad (8)$$

$E_k(\tau)$ est estimé pour les 11 champs de juin à août (tableau 2) : en valeur absolue cet écart n'excède pas 10 %, et en moyenne l'écart absolu reste inférieur à 2 %, quel que soit le seuil de pluviométrie considéré.

Sous les hypothèses relatives à l'homogénéité des types de situations météorologiques par saison, il apparaît que l'hypothèse climatologique à l'échelle annuelle n'a qu'une influence modérée sur l'estimation des aires des surfaces de pluie. Aussi le variogramme climatologique sur l'année entière est-il retenu dans la suite.

Tableau 2 Écart relatif $E(\tau)$ (%) des aires de surfaces de pluie estimées avec VA et VS, par rapport à VA.**Table 2** *Relative variation $E(\tau)$ (%) of the isohyet areas estimated with VA and VS, compared to VA.*

	50 mm	100 mm	150 mm	200 mm
07/08/1964	8,31	-1,83	0,09	-
09/06/1966	0,90	-0,16	-1,29	-
29/08/1968	-1,00	0,12	1,54	3,33
14/06/1971	-5,51	-0,23	0,49	0,55
23/07/1971	0,93	-1,40	-5,40	-3,12
22/08/1976	-0,07	-1,44	1,61	-
28/08/1976	1,67	-0,55	9,70	4,78
23/08/1984	-4,75	2,14	-0,18	2,38
05/08/1989	-0,55	0,40	-0,26	1,92
30/07/1991	-0,71	0,54	-0,33	0,10
23/06/1992	-1,40	1,17	4,23	0,70

2.2.4 Validation du modèle probabiliste

Il est testé par une technique de validation croisée : on utilise les critères ε_1 et ε_2 , vérifiant que les estimations sont débiaisées et que les erreurs d'estimation sont inférieures ou égales aux erreurs théoriques (MYERS, 1996).

$$\varepsilon_{1k} = \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \{H_k^*(u_i) - H_k(u_i)\} \quad (9a) \text{ et } (9b)$$

$$\varepsilon_{2k} = \frac{1}{n_k} \sum_{i=1}^{n_k} \frac{\{H_k^*(u_i) - H_k(u_i)\}^2}{\sigma_{Hk}^2(u_i)}$$

où $\sigma_{Hk}^2(u_i)$ représente la variance théorique d'estimation de $H_k^*(u_i)$.

Le modèle peut être jugé acceptable si les critères ε_{1k} et ε_{2k} sont distribués autour de 0 et 1 pour les N épisodes. Les distributions de ε_1 et ε_2 sont représentées en figure 4. Pour 88 % et 78 % des épisodes, les critères ε_1 et ε_2 sont respectivement compris dans les intervalles $[-0,4; 0,4]$ et $[0,8; 1,2]$, les valeurs extrêmes des critères correspondent aux épisodes généralisés affectant l'ensemble de la région et dont la durée totale est supérieure à 24 heures. On retiendra néanmoins le modèle anisotrope utilisé en voisinage glissant.

La figure 5 présente un exemple de cartographie des surfaces des isohyètes 50(50)400 mm, pour l'épisode du 2-3 octobre 1988, ayant affecté la ville de Nîmes (Gard).

3 – ESTIMATION DES FRÉQUENCES SPATIALES

On estime les surfaces des isohyètes $\tau = 50$ (10)300 mm. Pour des seuils τ inférieurs à 50 mm, les domaines $S_k(\tau)$ sont mal définis à cause des effets de

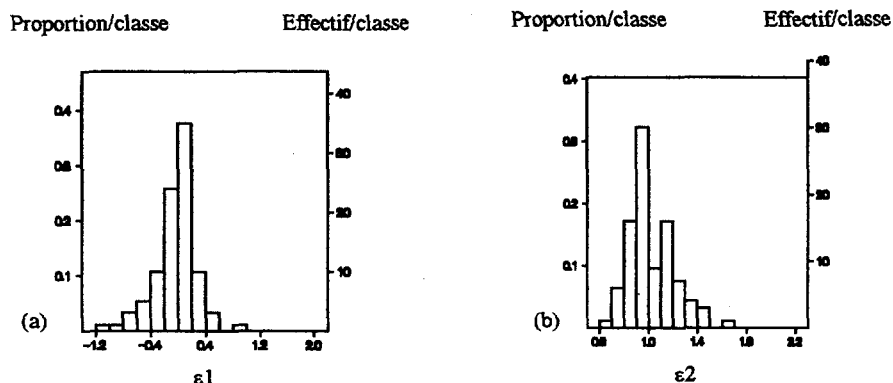


Figure 4 Validation croisée du modèle probabiliste : distribution de ε_1 (a) et ε_2 (b) pour les 93 épisodes, définis respectivement en (9a) et (9b).

Cross-validation of the probabilistic model: distribution of ε_1 (a) and ε_2 (b) for the 93 rainfall events, defined respectively by equations 9a and 9b.

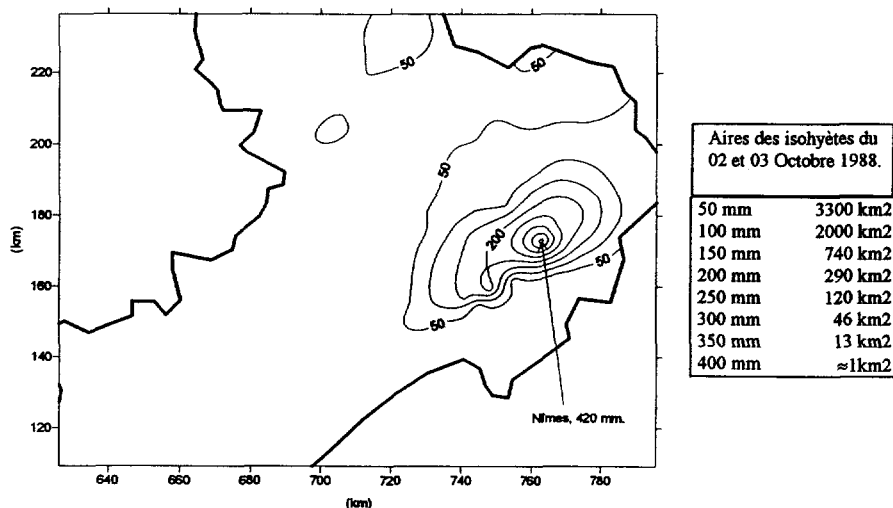


Figure 5 Épisode du 2 et 3 octobre 1988 : 420 mm à Nîmes-Kennedy en 6-7 heures et surfaces des isohyètes.

The 2-3 October 1988 rainfall event: 420 mm in 6 to 7 hours were measured at the Nîmes-Kennedy rain gauge. The table shows the corresponding isohyets area estimations.

bord. Pour des seuils τ supérieurs à 300 mm, l'effectif des surfaces $S_k(\tau)$ devient inférieur à 30 : les fréquences spatiales deviennent trop sensibles aux fluctuations d'échantillonnage. Un modèle statistique est ensuite ajusté à chaque échantillon de surfaces ainsi constitué. Le critère d'acceptation d'une loi est guidé par le test du χ^2 au seuil de 10 % et par un contrôle visuel de l'ajustement. La loi gamma à 2 paramètres est celle qui s'ajuste le mieux sur l'ensemble des échantillons (figure 6). Sa fonction de densité est définie par :

$$f(x, \alpha, \beta) = \frac{1}{\alpha^\beta \Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-x/\alpha} \quad (10)$$

où α et β les deux paramètres, déterminés par la méthode du maximum de vraisemblance à partir des échantillons des surfaces aux seuils τ . Les ajustements sont réalisés à l'aide du logiciel SAFARHY (LUBÈS *et al.*, 1994).

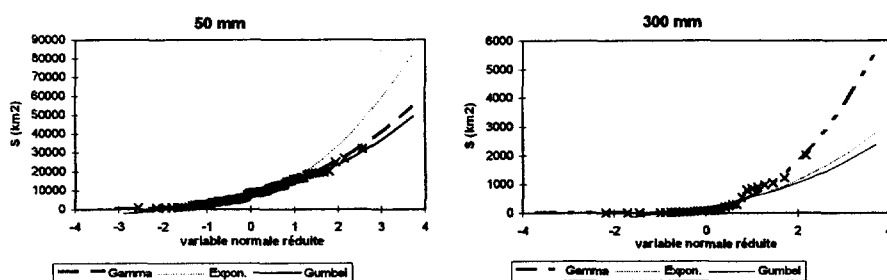


Figure 6 Comparaison d'ajustements d'échantillons de surfaces de pluie au seuil de pluviométrie de 50 mm et 300 mm (loi Gamma à 2 paramètres, loi Exponentielle et loi de Gumbel).

Fitting comparison among different statistical laws for the sample of isohyets areas defined at the threshold 50 mm and 300 mm in 48 hours (the two-parameter Gamma law, the Exponential law and the Gumbel law).

La probabilité de non dépassement d'une surface $S(\tau)$ est ensuite estimée par :

$$p = \text{prob}[S < S(\tau)] = \int_0^{S(\tau)} f(x, \alpha, \beta) dx \quad (11)$$

Le tableau 3 présente les quantiles surfaciques estimés pour diverses périodes de retour, au pas 24 h et 48 h, pour des seuils de 50(50)300 mm.

La figure 7 montre l'évolution de α et β en fonction de τ pour le pas de temps 48 h :

- α présente un maximum autour de $\tau = 70$ mm, puis décroît ;
- β présente une décroissance marquée jusqu'à $\tau = 180$ mm, puis se stabilise.

Suite à ces observations, une généralisation de (10) à tout seuil τ compris entre 50 mm et 300 mm est tentée : une régression non linéaire permet de modéliser l'évolution de $\alpha(\tau)$ et $\beta(\tau)$ par des fonctions polynômes du 3^e degré (figure 7). L'estimation des paramètres en fonction de τ résulte alors des expressions suivantes :

$$\alpha^*(\tau) = 3,42 \times 10^{-4} \tau^3 - 0,216 \tau^2 + 24,8 \tau + 3\,365 \quad (12a)$$

$$\beta^*(\tau) = -2,93 \times 10^{-7} \tau^3 + 2,053 \times 10^{-4} \tau^2 - 4,735 \times 10^{-2} \tau + 4,049 \quad (12b)$$

L'erreur relative d'estimation des paramètres à partir de 12(a) et 12(b) est en moyenne de 2,9 et 2,5 % pour respectivement $\alpha^*(\tau)$ et $\beta^*(\tau)$. Si l'on admet une distribution normale des erreurs relatives, au seuil de 5 %, celles-ci restent inférieures à 11 % pour les deux paramètres (tableau 4). Les lois gamma étant particulièrement sensibles au paramètre β , on peut s'interroger sur l'influence de cette erreur d'estimation sur les fréquences.

Tableau 3 Quantiles surfaciques (km^2) pour les isohyètes 50(50)300 mm, pour les échantillons à Δt_{max} de 48 h et en ne considérant que les champs strictement journaliers ($\Delta t_{\text{max}} \leq 24 \text{ h}$). Entre parenthèses l'intervalle de confiance au seuil de risque 5 %, est exprimé en pourcentage du quantile. La notation (**) signifie qu'il est supérieur à 100 %. Exemple : en décennal, la surface où la pluie est supérieure à 200 mm est de $4\,540 \text{ km}^2 \pm 41 \%$, pour $\Delta t_{\text{max}} = 48 \text{ h}$.

Table 3 Isohyet area quantiles (km^2) defined at the 50(50)300 mm threshold, for the 48-hour and 24-hour durations. In parentheses are the 5% confidence limits expressed in % of the corresponding quantiles. The notation (**) means that it is over 100%. For example, for a 10-year return period and a threshold of 200 mm, the corresponding isohyet has a spatial extension of $4540 \text{ km}^2 \pm 41\%$ at the 48-hour duration.

τ	50 mm		100 mm		150 mm		200 mm		250 mm		300 mm	
T	48 h	24 h	48 h	24 h	48 h	24 h	48 h	24 h	48 h	24 h	48 h	24 h
1 an	9 326 (16 %)	7 210 (11 %)	4 180 (24 %)	2 570 (20 %)	1 640 (25 %)	710 (23 %)	500 (40 %)	40 (**)	90 (41 %)	-	-	-
3 ans	15 650 (17 %)	11 780 (17 %)	8 720 (24 %)	5 120 (22 %)	4 500 (28 %)	1 880 (30 %)	2 200 (45 %)	440 (60 %)	930 (54 %)	40 (**)	230 (**)	-
5 ans	18 380 (17 %)	13 740 (20 %)	10 800 (23 %)	6 280 (21 %)	5 980 (30 %)	2 460 (37 %)	3 160 (41 %)	730 (63 %)	1 430 (57 %)	150 (**)	450 (60 %)	-
10 ans	21 840 (19 %)	16 300 (19 %)	13 630 (26 %)	7 860 (23 %)	8 000 (26 %)	3 290 (34 %)	4 540 (41 %)	1 200 (67 %)	2 160 (52 %)	390 (**)	800 (64 %)	-
15 ans	23 850 (19 %)	17 760 (19 %)	15 270 (24 %)	8 770 (21 %)	9 240 (26 %)	3 780 (30 %)	5 380 (41 %)	1 500 (67 %)	2 600 (57 %)	560 (**)	1 030 (65 %)	-
20 ans	25 380 (18 %)	18 780 (19 %)	16 400 (28 %)	9 420 (24 %)	10 100 (27 %)	4 130 (31 %)	5 990 (38 %)	1 720 (66 %)	2 930 (51 %)	690 (**)	1 200 (67 %)	-
25 ans	26 530 (19 %)	19 570 (19 %)	17 330 (26 %)	9 930 (24 %)	10 790 (26 %)	4 400 (33 %)	6 460 (41 %)	1 890 (63 %)	3 180 (52 %)	800 (**)	1 320 (64 %)	-
30 ans	27 220 (19 %)	20 200 (19 %)	18 070 (26 %)	10 340 (25 %)	11 350 (26 %)	4 630 (33 %)	6 860 (42 %)	2 040 (63 %)	3 400 (52 %)	900 (**)	1 430 (66 %)	-
50 ans	29 540 (18 %)	21 980 (20 %)	20 100 (26 %)	11 490 (27 %)	12 900 (29 %)	5 270 (36 %)	7 980 (43 %)	2 450 (62 %)	4 000 (54 %)	1 170 (**)	1 740 (63 %)	-
100 ans	32 800 (20 %)	24 350 (21 %)	22 900 (29 %)	13 040 (31 %)	15 070 (33 %)	6 140 (39 %)	9 520 (50 %)	3 040 (70 %)	4 800 (65 %)	1 560 (**)	2 170 (62 %)	-

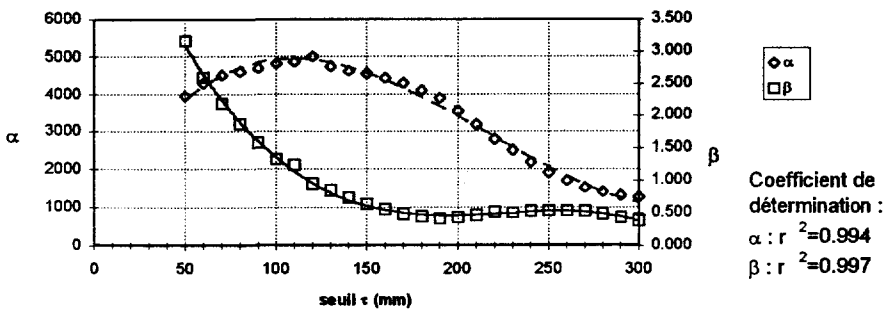


Figure 7 Évolution de α (km^2) et β en fonction du seuil de pluviométrie τ . Régression par un modèle polynomial du 3^e degré.

α (km^2) and β evolution according to the τ -rainfall threshold. Fitting of a 3rd degree polynomial function.

Tableau 4 Paramètres α et β des lois gamma ajustées sur les échantillons de surfaces en fonction du seuil. α^* et β^* sont les estimations de α et β à partir de la régression. $\sigma\alpha^*$ et $\sigma\beta^*$, les intervalles de confiance des estimations au seuil 5 %, exprimés en % de α^* et β^* .

Table 4 Gamma function parameters, α (km^2) and β , fitted to the samples of isohyet areas according to the rainfall threshold (mm). α^* and β^* are the estimations of α and β with the regression model, $\sigma\alpha^*$ and $\sigma\beta^*$ are the standard deviations of α^* and β^* , as percentages of α^* and β^* respectively.

Seuil (mm)	α (km^2)	α^* (km^2)	$\sigma\alpha^*$ en %	β	β^*	$\sigma\beta^*$ en %
50	4 059	4 108	2,156	2,205	2,158	2,8
60	4 207	4 150	2,090	1,858	1,884	3,4
70	4 263	4 161	2,074	1,589	1,640	4,0
80	4 203	4 143	2,117	1,394	1,425	4,5
90	4 099	4 098	2,189	1,229	1,237	5,2
100	3 969	4 028	2,281	1,092	1,074	5,9
110	3 828	3 936	2,390	0,975	0,935	6,7
120	3 723	3 824	2,486	0,862	0,817	7,6
130	3 619	3 692	2,590	0,758	0,720	8,8
140	3 496	3 545	2,717	0,672	0,640	10,0
150	3 361	3 382	2,866	0,601	0,577	11,4
160	3 232	3 208	3,023	0,535	0,529	13,0
170	3 109	3 023	3,189	0,473	0,494	14,9
180	2 964	2 830	3,395	0,420	0,469	17,0
190	2 834	2 630	3,603	0,375	0,454	19,3
200	2 535	2 427	4,086	0,420	0,447	17,5
210	2 239	2 221	4,693	0,467	0,446	16,0
220	1 999	2 015	5,332	0,487	0,449	15,5
230	1 810	1 811	5,973	0,467	0,454	16,4
240	1 552	1 611	7,069	0,492	0,460	15,8
250	1 323	1 418	8,421	0,507	0,465	15,6
260	1 134	1 232	9,988	0,515	0,467	15,6
270	992	1 057	11 629	0,498	0,464	16,4
280	899	893	13,103	0,458	0,455	18,3
290	811	744	14,881	0,432	0,438	19,8
300	732	612	16,962	0,414	0,410	21,3

Pour 6 isohyètes de 50(50)300 mm, on estime les quantiles surfaciques pour plusieurs périodes de retour T de deux manières :

- à partir de l'ajustement d'une loi gamma directement sur l'échantillon des surfaces $S(\tau)$ avec (10) et (11) : c'est la méthode directe ; on estime également les intervalles de confiance des quantiles ;

- en estimant les paramètres de la loi à partir (12a) et (12b), en tenant compte de leur intervalle d'erreur dû à la régression, noté $\sigma\alpha$ et $\sigma\beta$. Les périodes de retour sont calculées ensuite avec (11) : cette méthode est dite généralisée.

Avec la méthode généralisée, on obtient ainsi pour chaque période de retour 9 quantiles correspondant aux 9 combinaisons d'erreur sur les paramètres α et β (tableau 5).

Tableau 5 Les différentes combinaisons de paramètres pour estimer les quantiles surfaciques avec le modèle généralisé.

Table 5 Arrangement of the fitting error of the parameters α and β for estimating the isohyet area quantiles with the generalized method.

Cas n°	1	2	3	4	5	6	7	8	9
α	α	α	α	$\alpha + \sigma\alpha$	$\alpha + \sigma\alpha$	$\alpha + \sigma\alpha$	$\alpha - \sigma\alpha$	$\alpha - \sigma\alpha$	$\alpha - \sigma\alpha$
β	β	$\beta - \sigma\beta$	$\beta + \sigma\beta$	β	$\beta - \sigma\beta$	$\beta + \sigma\beta$	β	$\beta - \sigma\beta$	$\beta + \sigma\beta$

La figure 8 présente les résultats pour les seuils 50 et 300 mm. Pour la méthode généralisée et pour chaque période de retour, on représente le quantile médian correspondant au cas n° 1 du tableau 5, les quantiles minimum et maximum résultant des 8 autres combinaisons.

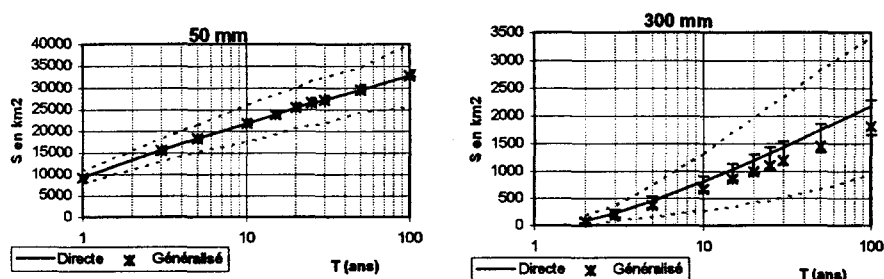


Figure 8 Quantiles estimés par la méthode directe et leur intervalle de confiance à 5 % (trait plein et pointillé) et quantiles estimés par la méthode généralisée avec leur plage de variation (croix et rectangles), pour 2 seuils 50 mm et 300 mm.

Isohyet area quantiles estimated with the direct method and their 5% confidence limits (respectively continuous line and broken line) and isohyet area quantiles estimated with the generalized method with their interval of variation (crosses and rectangles), for thresholds of both 50 mm and 300 mm.

On observe que, quelque soit le seuil τ , les quantiles médians estimés par la méthode généralisée correspondent bien aux quantiles médians estimés par la méthode directe (moins de 7 % d'écart) ; jusqu'au seuil de 200 mm, les fluctuations des quantiles, dues aux erreurs d'estimation de $\alpha(\tau)$ et $\beta(\tau)$, sont incluses dans l'intervalle de confiance des quantiles estimés par la méthode directe. Par contre pour $\tau = 300$ mm (et pour 250 mm) les quantiles médians de la méthode généralisée s'écartent de ceux de la méthode directe (5 à 16 % d'écart) mais restent compris dans l'intervalle de confiance estimé par cette méthode. Ainsi quelque soit le seuil choisi, la différence entre les deux méthodes n'apparaît pas significative, le modèle généralisé est peu sensible aux erreurs d'estimation des paramètres $\alpha(\tau)$ et $\beta(\tau)$.

4 – DISCUSSION ET CONCLUSION

L'objectif de cette étude est d'améliorer la connaissance de l'aléa climatique dans une région méditerranéenne soumise à des irrégularités climatiques très marquées. Une approche événementielle spatiale a été adoptée. Les fréquences de surfaces affectant le LR, où la pluie dépasse un seuil fixé ont été analysées sur un jeu de 93 épisodes sélectionnés sur une période d'observation de 36 ans. Le modèle d'interpolation choisi est le krigeage climatologique. L'hypothèse climatologique à l'échelle de l'année semble avoir une faible influence sur l'estimation des aires des surfaces de pluie. Cependant une vérification plus rigoureuse est à développer, basée sur les types de temps à l'origine des épisodes. D'autres méthodes d'interpolations peuvent être envisagées, notamment à de courts pas de temps, lorsque les phénomènes d'intermittence ne sont pas négligeables (BARANCOURT *et al.*, 1992) : le krigeage des indicatrices (BARANCOURT *et al.*, 1992 ; SKAUGEN *et al.*, 1996) peut alors s'avérer plus performant.

À partir de cette première approche on a montré que le modèle probabiliste pouvait s'étendre à une surface quelconque où la hauteur de pluie est supérieure à un seuil τ . Cependant le choix des modèles $\alpha(\tau)$ et $\beta(\tau)$ est empirique. Ces modèles ne respectent vraisemblablement pas le comportement asymptotique des paramètres : le modèle généralisé n'est valable que pour des seuils compris entre 50 mm et 300 mm.

Les quantiles surfaciques obtenus pour des seuils correspondant à des hauteurs de pluies élevées peuvent paraître très importantes (tableau 3), par exemple en décennal, les isohyètes de 250 mm et 300 mm ont respectivement une extension spatiale d'environ 2200 km² et 800 km². Ces valeurs peuvent s'expliquer par la méthode de sélection. Comme on l'a précisé au paragraphe 2, la durée des épisodes est inconnue et la méthode de sélection a conduit à extraire des épisodes s'étendant sur des séquences de 2 jours. Dans le cas de Nîmes (2 et 3 octobre 1988), la durée de l'épisode est estimée de 6 à 7 h, pour le 6 et 7 novembre 1982, la durée « réelle » est de l'ordre de 40 h ; par contre pour 30 séquences de 2 jours cette durée reste inconnue. Le tableau 3 compare les quantiles surfaciques obtenus à partir des échantillons à Δt_{\max} de 48 h et à partir des champs journaliers. Le rapport des quantiles en fonction de Δt évolue de 1,3 à 20. Il augmente avec la période de retour et avec τ . Ce qui s'expliquerait par l'augmentation du développement de foyers convectifs avec Δt et par une dynamique très marquée des cellules de pluie à l'origine des fortes intensités. Au contraire, à grande échelle, les surfaces de pluie sont caractérisées par une dynamique plus lente et des cumuls moins importants (AUSTIN et HOUZE, 1972), d'où une sensibilité moindre à Δt .

Les fréquences de surfaces de pluie estimées ici sont régionales, la poursuite de l'étude a montré que les distributions des aires des surfaces de pluie ne sont pas indépendantes de la localisation de l'épisode. Cependant, à ce stade l'échantillon est trop restreint pour permettre une étude fréquentielle conditionnelle des surfaces de pluie. On notera de plus que pour des seuils inférieurs à 190 mm, les distributions de surfaces de pluie sont conditionnées par l'observation durant les épisodes d'un cumul d'au moins 190 mm en au moins un poste de la région LR.

Il s'agit d'un travail préliminaire à l'échelle de la région LR. La constitution d'un nouvel échantillon est en cours en étendant la zone d'étude à l'ensemble des régions de l'arc méditerranéen, et la période d'observation jusqu'en 1900. Le

seuil de tri est abaissé à 90 mm/j. Associé à la durée des épisodes, ce nouvel échantillon devrait permettre d'appréhender les fréquences des surfaces de pluies correspondant à des averses intenses sur des pas de temps plus courts dont le cumul journalier n'excède pas nécessairement 190 mm et de tester l'influence du seuil de tri sur les distributions de surfaces de pluie définies à des seuils de pluviométrie inférieurs à 190 mm. L'enrichissement de l'échantillon devrait également permettre d'étudier les distributions conditionnelles des surfaces de pluie en fonction de la zone géographique considérée.

REMERCIEMENTS

Ce travail est réalisé dans le cadre du Programme National des Risques Naturels (PNRN, 1997) du CNRS, qui a financé cette étude. Les auteurs remercient Marc Montgaillard de la Société d'Ingénierie en Eau et Environnement pour sa coopération « informatique » et Valérie Jacq de la Direction Interrégionale Sud-Est de Météo-France pour son aide dans l'obtention des données.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AUSTIN P.M., HOUZE R.A., 1972. Analysis of the structure of precipitation patterns in New England. *Appl. Meteorol.* (11): 926-935.
- BARANCOURT C., CREUTIN J.D., RIVOLARD J., 1992. A method for delineating and estimating rainfall fields. *Water Resour. Res.* (28) 4: 1133-1144.
- BENECH B., BRUNET H., JACQ V., PAYEN M., RIVERAIN J.C., SANTURETTE P., 1993. La catastrophe de Vaison la Romaine et les violentes précipitations de septembre 1992 : aspects météorologiques. *La météorologie*, 8^e série, (1) : 62-72.
- CERNESSON F., LAVABRE J., MASSON J.M., 1996. Stochastic model for generating hourly hyetographs. *Atmos. Res.*, 42: 149-161.
- CHO H.R., 1985. Stochastic dynamics of precipitation: an example. *Water Resour. Res.* (21) 8: 1225-1232.
- COWPERTWAIT P.S.P., 1991. Further development of the Neyman-Scott clustered point process for modeling rainfall. *Water Resour. Res.*, (27) 7: 1431-1438.
- COWPERTWAIT P.S.P., O'CONNEL P.E., METCALFE A.V., MAWDSLEY J.A., 1996. Stochastic point process modelling of rainfall. 2. Regionalisation and disaggregation. *J. Hyd.* (175): 47-65.
- CREUTIN J.D., ANDRIEU H., KRAJEWSKI W.F., 1994. Prévisions à très courte échéance des intensités pluvieuses - Utilisation des informations des radars météorologiques. *Congrès de SHF*, Nîmes, 23^e Journée de l'Hydraulique, tome 1 : 595-599.
- CREUTIN J.D., OBLED C., 1982. Objective analysis and mapping techniques for rainfall fields: an objective comparison. *Water Resour. Res.*, (18) 2: 413-431.
- DAVY L., 1992. Recherche de l'effet spatio-temporel sur un phénomène aléatoire : les pluies de forte intensité en Languedoc-Roussillon. *L'aiguat del 40*, Servei Geologic de Catalunya : 315-326.
- DESBORDES M., 1994. Principales causes d'aggravation des dommages d'inondation. *Congrès SHF*, Nîmes, 23^e journée de l'hydraulique, septembre 1994 : 487-492.
- DESBORDES M., DUREPAIRE P., GILLY J.C., MASSON J.M., MAURIN Y., 1989.

- 3 octobre 1988, inondations sur Nîmes et sa région : Manifestation, Causes et Conséquences. Ed. Hydropol, 95p.
- DESBORDES M., MASSON J.M., 1992. Précipitations extrêmes dans le sud de l'Europe. VIIIème journées hydrologiques de l'Orstom, éd. ORSTOM, Paris : 153-164.
- EAGLESON P.S., 1984. The distribution of catchment coverage by stationary rainstorms. *Water Resour. Res.*, (20) 5: 581-590.
- ECONOPOULY T.W., DAVIS D.R., WOOLISHER D.A., 1990. Parameter transferability for a daily rainfall disaggregation model. *J. Hyd.*, (118): 209-228.
- FONTAINE T.A., POTTER K.W., 1989. Estimating probabilities of extreme rainfalls. *Hydraul. Ing.*, (115) 11: 1562-1575.
- FOUFOULA-GEORGIU E., 1989. A probabilistic storm transposition approach for estimating exceedance probabilities of extreme precipitation depths. *Water Resour. Res.* (25) 5: 799-815.
- FRANCHINI M., HELMLINGER K.R., FOUFOULA-GEORGIU E., TODINI E., 1996. Stochastic storm transposition coupled with rainfall-runoff modeling for estimation of exceedance probabilities of design floods. *J. Hyd.* (175): 511-532.
- HERSHENHORN J., WOOLISHER D.A., 1987. Disaggregation of daily rainfall. *J. Hyd.*, (95): 299-322.
- HUBERT P., 1992. Analyse multifractale des champs d'intensité des précipitations. Rencontres hydrologiques Franco-Roumaines, Paris, 2-5 septembre 1991, UNESCO, Paris : 379-386.
- JACQ V., 1995. Inventaire des situations à précipitations diluviennes en Languedoc-Roussillon/Paca/Corse. Service Central d'Exploitation de la Météorologie, Direction interrégionale Sud-Est, 190 p.
- JOURNAL A.G., HUIJBREGTS C.J., 1978. Mining Geostatistics. Academic Press New York, 600 p.
- JUVANON DU VACHAT R., 1994. Panorama de la prévision numérique à échelle fine ou à domaine limité. *La météorologie*, 8^e série, 6 : 31-47.
- KRAJEWSKI W.F., CREUTIN J.D., 1992. Modélisation mathématique des champs de pluie. Quelques types d'approches et leurs applications. *La météorologie*, Série 7, (41) : 4-15.
- LEBEL T., 1984. Moyenne spatiale de la pluie sur un bassin versant : estimation optimale, génération stochastique et gradex des valeurs extrêmes. Thèse de docteur-ingénieur, USMG-INPG, Grenoble, 339 p.
- LEBEL T., BASTIN G., 1985. Variogram identification by the mean-square interpolation error method with application to hydrologic fields. *J. Hyd.*, 77: 31-56.
- LEBEL T., BASTIN G., OBLED C., CREUTIN J.D., 1987. On the accuracy of areal rainfall estimation: a case study. *Water Resour. Res.*, (23) 11: 2123-2134.
- LLASAT M.C., BARRANTES J., 1994. Typologie des inondations dans le Nord-Est de l'Espagne. Congrès de SHF Nîmes, 23^e Journée de l'Hydraulique, tome 1 : 53-57.
- LOVEJOY S., 1983. La géométrie fractale des nuages et des régions de pluie et les simulations aléatoires. *La Houille Blanche*, n° 5/6 : 431-435.
- LOVEJOY S., SCHERTZER D., 1987. Functional Box-Counting and Multiple Elliptical Dimensions in Rain. *Science*, (235): 1036-1038.
- LUBÈS H., MASSON J.M., RAOUS P., TAPIAU M., 1994. *Safarhy Manuel de référence*. version 2.111, Orstom et Université Montpellier II, 137 p.
- MASSON J.M., 1991. Un problème parmi d'autres dans l'analyse des distributions des variables hydrologiques : les Horsains (Outliers). *Statistiques Appliquées*, Seminfior, éd. Orstom.
- MYERS D., 1996. Méthodes et modèles géostatistiques. École thématique du CNRS, Ile d'Oléron, Juil 1996.
- NGUYEN T.P.T., BOIS P., VILLASENOR J.A., 1993. Simulation in order to choose a fitting method for extreme rainfall data. *Atmos. Res.*, 30: 13-36.
- RIVERAIN J.C., 1997. Les épisodes orageux à précipitations extrêmes sur les régions méditerranéennes de la France. Service de Prévision Interrégionale, Direction Interrégionale Sud-Est de Météo-France, 92 p.
- RODRIGUEZ-ITURBE I., COX D.R., ISHAM F.R.S. AND ISHAM V., 1987. Some models for rainfall based on stochastic point processes. *Royal Society London*, A410: 269-288.

- ROSSI F., FIORENTINO M., VERSACE P., 1984. Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis. *Water Resour. Res.*, (20) 7: 847-856.
- SHAH S.M.S., O'CONNEL P.E., HOSKING J.R.M., 1996. Modelling the effects of spatial variability in rainfall on catchment response. 1 Formulation and calibration of a stochastic rainfall field model. *J. Hyd.*, (175): 67-88.
- SKAUGEN T., CREUTIN, J.D., GOTTSCHALK L., 1996. Reconstruction and frequency estimates of extreme daily areal precipitation. *Geoph. Resear.*, 101 (D21): 26287-26295.
- STEIN M.L., HANDCOCK M.S., 1989. Some asymptotic properties of kriging when the covariance function is misspecified. *Math. Geol.*, (21) 2: 171-190.
- TABIOS I., SALAS J.D., 1985. A comparative analysis of techniques for spatial interpolation of precipitation. *Water Resour. Bull.*, (21) 3: 365-380.
- TOURASSE P., 1981. Analyses spatiales et temporelles de précipitations et utilisation opérationnelle dans un système de prévision de crues. Application aux régions Cévenoles. Thèse de doctorat, USMG-INPG, Grenoble, 189 p.
- WAYMIRE E., GUPTA V.K., 1981. The mathematical structure of rainfall representations: a review of the stochastic rainfall models. *Water Resour. Res.*, (7) 5: 1261-1272.
- WEBER D.D., ENGLUND E.J., 1994. Evaluation and comparison of spatial interpolators II. *Math. Geol.*, (26) 5: 589-603.